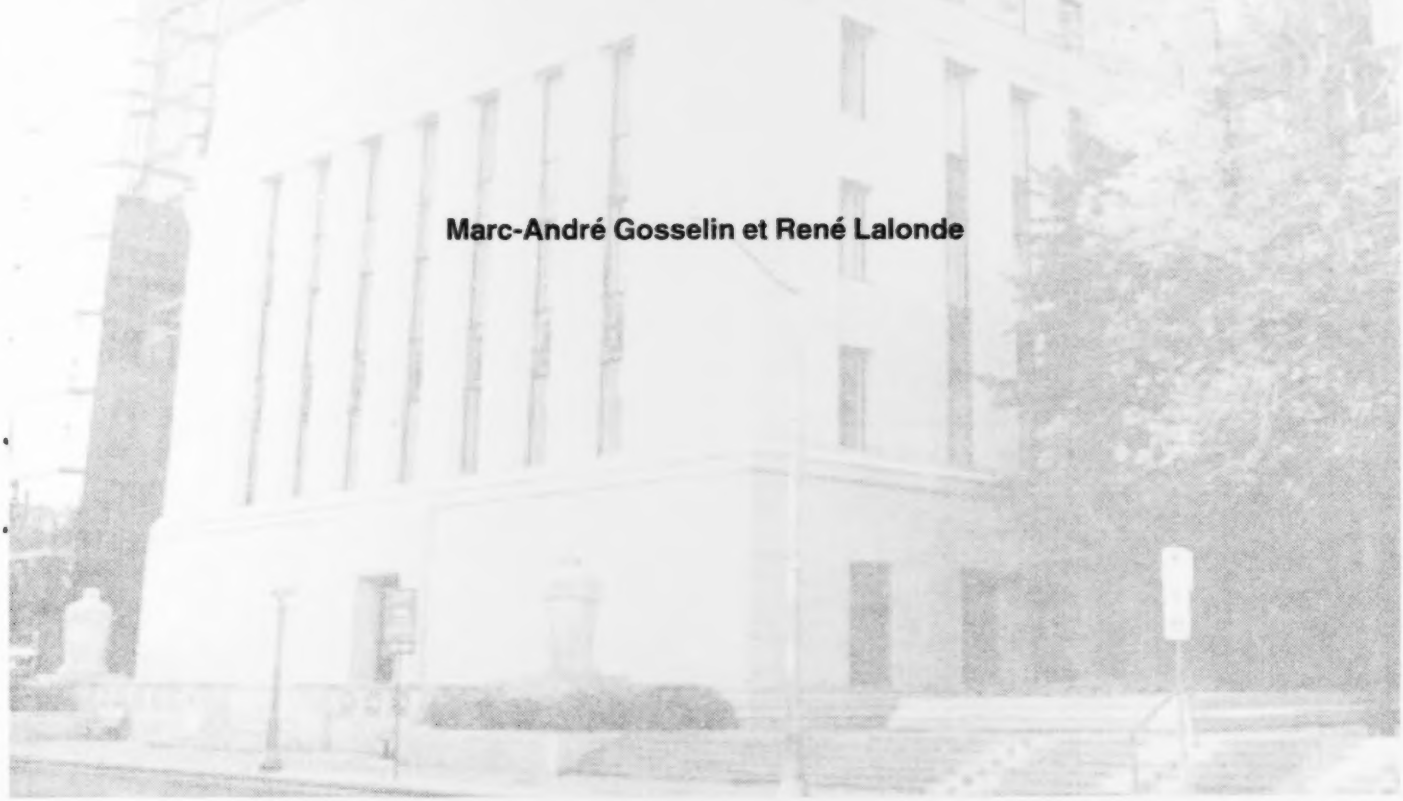
Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2003-13 / Working Paper 2003-13

Un modèle « PAC » d'analyse et de prévision des dépenses des ménages américains

Marc-André Gosselin et René Lalonde



Remerciements

Merci à Hafedh Bouakez ainsi qu'aux collègues qui ont formulé des commentaires et suggestions sur l'étude. Nous souhaitons remercier plus particulièrement Stephen Murchison qui a bien voulu mettre ses programmes d'estimation à notre disposition. Nos remerciements vont également à Eddy Cavé pour la contribution apportée à l'étape de la rédaction.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

Document de travail 2003-13 de la Banque du Canada

Mai 2003

Un modèle « PAC » d'analyse et de prévision des dépenses des ménages américains

Marc-André Gosselin

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
mgosselin@banqueducanada.ca

René Lalonde

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
rlalonde@banqueducanada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

103-04979/

Table des matières

Résumé/Abstract v

1. Introduction 1

2. Les modèles PAC 2
   - 2.1 Intuition 2
   - 2.2 Spécification 3
   - 2.3 Méthodologie 5

3. Modélisation PAC de la consommation 5
   - 3.1 Considérations théoriques 6
   - 3.2 Considérations pratiques 8

4. Résultats 9
   - 4.1 Tests de cointégration et sentier désiré 10
   - 4.2 Équations dynamiques 13
   - 4.3 Examen de la qualité des prévisions 17

5. Conclusion 20

Bibliographie 22

Annexe A : Calcul de la richesse humaine 24

Annexe B : Niveaux et sentiers désirés 27

Annexe C : Stabilité des paramètres des sentiers désirés 29

Annexe D : Stabilité des paramètres des équations dynamiques PAC 31

Annexe E : Décomposition du terme d'anticipations prospectives 32

Résumé

Alors que les modèles structurels traditionnels ne permettent pas de déterminer si les fluctuations d'une variable sont le résultat d'une modification des anticipations ou d'une réponse retardée à une planification antérieure, les modèles à coûts d'ajustement polynomiaux (connus sous le nom de modèles PAC) éliminent cette ambiguïté en décomposant de façon explicite le comportement dynamique d'une variable en mouvements induits par des changements des anticipations et en réactions retardées en raison des coûts d'ajustement. Dans ces modèles, les choix des agents économiques dépendent des prévisions du niveau désiré de la variable de décision, lequel est atteint de manière graduelle à cause des frictions. Dans cette étude, nous employons les modèles PAC afin d'analyser et de prévoir les dépenses des ménages américains. Nous trouvons que la richesse théorique et dynamique des modèles estimés est relativement grande. Par exemple, nous observons que les dépenses des ménages sont fonction des anticipations prospectives, des taux d'intérêt de court et de long terme, des richesses humaine et non humaine, des contraintes de liquidité et de l'incertitude quant à l'évolution future des cycles économiques. De plus, l'examen des prévisions hors échantillon et de la stabilité des paramètres tend à montrer que l'ajout de cette structure théorique ne semble pas se faire au détriment de la qualité des prévisions ni des propriétés empiriques des modèles.

Classification JEL: E21, C32, E32
Classification de la Banque: Modèles économiques, Méthodes économétriques et statistiques, Cycles et fluctuations économiques

Abstract

Traditional structural models cannot distinguish whether changes in activity are a function of altered expectations today or lagged responses to past plans. Polynomial-adjustment-cost (PAC) models remove this ambiguity by explicitly separating observed dynamic behaviour into movements that have been induced by changes in expectations, and responses to expectations, that have been delayed because of adjustment costs. In these models, agents' decisions are a function of forecasts of a desired level for the decision variable and, owing to frictions, this level is reached only gradually. In this paper, the authors use PAC models to analyze and forecast U.S. household spending. They find that the estimated models are rather rich from a theoretical and dynamic viewpoint. For example, the authors find that household spending is a function of forward-looking expectations, short- and long-term interest rates, human and non-human wealth, liquidity constraints, and uncertainty with respect to future business cycles. Moreover, out-of-sample forecasts and stability tests show that this theoretical structure is not added at the expense of the model's empirical features.

JEL classification: E21, C32, E32
Bank classification: Economic models; Econometric and statistical methods; Business fluctuations and cycles

1. Introduction

Dans le cadre de l'élaboration d'un nouveau modèle de projection de l'économie américaine, nous avons adopté une approche de désagrégation du produit intérieur brut. Par le biais de la modélisation de l'investissement, des dépenses des ménages, des importations, des exportations et des dépenses gouvernementales, cette approche permettra de répondre à un large éventail de questions concernant les fluctuations économiques aux États-Unis. La modélisation des dépenses des ménages est un élément de premier ordre dans ce contexte, puisque la consommation et le logement représentent près des trois quarts du produit intérieur brut américain. Pour analyser et prévoir les dépenses des ménages, nous avons opté pour un modèle à coûts d'ajustement polynomiaux (ci-après PAC, pour *Polynomial Adjustment Cost*).

Alors que les modèles structurels traditionnels ne permettent pas de déterminer si les fluctuations d'une variable sont le résultat d'une modification des anticipations ou d'une réponse retardée à une planification antérieure, les modèles PAC éliminent cette ambiguïté en décomposant de façon explicite le comportement dynamique d'une variable en mouvements induits par des changements dans les anticipations et en réactions retardées en raison de coûts d'ajustement.

Dans ces modèles, les choix des agents économiques dépendent des prévisions du niveau désiré de la variable de décision, lequel est atteint de manière graduelle à cause des frictions. Les modèles PAC donnent donc une justification théorique à la présence de retards au sein d'une équation dynamique dans un cadre où les agents optimisateurs forment des anticipations complètement rationnelles et prospectives. De ce fait, ils permettent de donner une certaine richesse théorique à un modèle générant des prévisions de bonne qualité. Ce type de modèle est employé dans bon nombre d'équations du modèle de projection de la Réserve fédérale [le modèle FRB/US, voir Brayton et Tinsley (1996)] et est également étudié dans le cadre de la projection canadienne.

Dans cette étude, nous employons les modèles PAC afin d'analyser et de prévoir les dépenses des ménages américains. Nous exposons les principales étapes quant à l'intuition, à la spécification et à la méthodologie derrière ces modèles. Après une revue des théories sous-jacentes aux dépenses des ménages, nous passons à l'étape de la modélisation PAC de la consommation. Après les travaux d'estimation, nous analysons la qualité des résultats en examinant les caractéristiques empiriques des modèles.

Nous trouvons que la richesse théorique et dynamique des modèles estimés est relativement grande. Par exemple, nous observons que les dépenses des ménages sont fonction des anticipations prospectives, des taux d'intérêt de court et de long terme, des richesses humaine,

financière et immobilière, des contraintes de liquidité et de l'incertitude quant au déroulement futur des cycles économiques. De plus, l'examen des prévisions hors échantillon et de la stabilité des paramètres tend à montrer que l'ajout de cette structure théorique ne semble pas se faire au détriment de la qualité des prévisions et des propriétés empiriques des modèles.

2. Les modèles PAC

Dans cette section, nous présentons le raisonnement intuitif sur lequel repose l'utilisation de modèles PAC ainsi que leur spécification. Nous poursuivons avec un bref exposé de la méthodologie des PAC.

2.1 Intuition

La planification joue un rôle central dans la vie économique. Par exemple, pour les ménages, le choix d'un type de voiture, d'un niveau d'éducation ou d'un niveau d'épargne à atteindre doit être optimal au moment où ils prennent la décision et le demeurer par la suite. De façon similaire, les firmes prennent des décisions de construction d'usines, d'installation d'équipement ou de création de produits qui peuvent avoir des conséquences sur un horizon relativement éloigné. Les agents économiques doivent donc se faire une idée de l'évolution future de diverses variables et prendre des décisions en fonction de ces anticipations.

Brayton et coll. (1997) notent que les modèles structurels traditionnels ne permettent pas de déterminer si les fluctuations d'une variable sont le résultat d'une modification des anticipations ou d'une réponse retardée à une planification antérieure. Par exemple, ces modèles ne sont pas en mesure de déterminer si une augmentation des dépenses d'investissement des entreprises est le fruit d'une révision à la hausse des ventes anticipées ou simplement le résultat d'une série d'acquisitions déjà prévues dans les plans d'investissement.

Les modèles PAC éliminent cette ambiguïté en décomposant de façon explicite le comportement dynamique d'une variable en mouvements induits par des changements des anticipations et en réactions retardées en raison de coûts d'ajustement. Dans ces modèles, les choix des agents économiques sont fonction de prévisions d'un niveau désiré de la variable de décision, lequel est atteint de manière graduelle à cause des frictions. Dans le cas de la consommation, ces frictions peuvent provenir de l'existence de contrats ou de coûts de transaction[1]. Les écarts par rapport au

1. Aussi, les délais d'ajustement d'un investissement en matériel peuvent provenir de diverses sources telles que la collecte et le traitement de renseignements relatifs aux besoins des consommateurs ou aux coûts d'approvisionnement, l'élaboration des spécifications relatives à l'ingénierie et à la gestion du matériel, l'installation du matériel et la formation des utilisateurs.

niveau désiré sont souvent imputables à des évènements inattendus comme un écart entre le revenu anticipé et le revenu observé d'un ménage ou entre les ventes anticipées et les ventes observées d'une entreprise. L'importance des anticipations relatives au revenu dans la détermination de la consommation présente a été établie par Batchelor et Dua (1992) ainsi que Desroches et Gosselin (2002), qui trouvent que, même lorsqu'on tient compte du revenu et de la richesse, les anticipations fournies par des sondages affectent la consommation de façon significative.

Dans ces modèles, l'économie est donc généralement en déséquilibre puisque l'état stable n'est jamais atteint de façon immédiate, et ce, en dépit du comportement optimal des agents économiques. Cet ajustement graduel est le principal motif amenant ces derniers à être prospectifs. En effet, l'horizon de prévision doit s'allonger à mesure que le délai pour que le niveau désiré soit atteint augmente. Si l'ajustement est très lent, les décisions prises aujourd'hui sont davantage influencées par les anticipations portant sur une période éloignée, ce qui signifie qu'un poids plus grand est accordé aux évènements anticipés pour des périodes lointaines.

2.2 Spécification

Les agents doivent procéder à un arbitrage entre les coûts anticipés des écarts par rapport à la valeur désirée et les coûts liés à une modification de leurs actions. Les coûts futurs anticipés sont actualisés de telle sorte que ceux associés à des périodes plus éloignées ont une influence moindre que ceux associés aux périodes plus rapprochées. Cet arbitrage se traduit par la minimisation d'une fonction de coûts exprimée sous la forme d'une somme pondérée infinie de coûts anticipés présents et futurs :

$$E_{t-1}\left\{\sum_{i=0}^{\infty} B^i[\kappa_0(C_{t+i}-C^*_{t+i})^2+\kappa_1(\Delta C_{t+i})^2+\kappa_2(\Delta^2 C_{t+i})^2+\kappa_3(\Delta^3 C_{t+i})^2+\ldots]\right\}, \quad (1)$$

où $E_{t-1}\{.\}$ est une prévision des coûts fondée sur l'information disponible à la fin de la période précédente et B est un taux d'actualisation à déterminer. Le premier terme au carré dans la sommation est le coût de l'écart par rapport à l'équilibre à la période $t+i$, où κ_0 est le coût unitaire associé à cet écart; C_{t+i}, l'activité planifiée pour la période $t+i$ et C^*_{t+i}, la valeur désirée prévue pour cette période. Les autres termes de cette fonction de coûts représentent les coûts frictionnels relatifs aux changements de la variable de décision anticipés pour les périodes ultérieures.

La plupart des modèles macroéconomiques supposent que la principale source de friction est représentée par le terme $\kappa_1(\Delta C_{t+i})^2$, où κ_1 est le coût unitaire des modifications du niveau de C. Les modèles PAC permettent quant à eux une description plus générale des coûts d'ajustement, puisque κ_2 représente le coût unitaire des modifications du taux de croissance de C; κ_3, le coût unitaire des modifications du rythme d'accélération de C, et ainsi de suite. Tinsley (1993) a élaboré une règle de décision qui minimise (1) :

$$\Delta C_t = -a_0(C_{t-1} - C^*_{t-1}) + \sum_{j=1}^{m-1} a_j \Delta C_{t-j} + E_{t-1}\left\{ \sum_{i=0}^{\infty} f_i \Delta C^*_{t+i} \right\} . \qquad (2)$$

Cette règle stipule que l'ajustement optimal à la période t, ΔC_t, dépend de trois éléments: i) l'écart entre le niveau de C et son équilibre à la période précédente, $C_{t-1} - C^*_{t-1}$; ii) les variations antérieures du niveau de C, ΔC_{t-j}[2] et iii) une prévision pondérée des changements à venir du niveau désiré de C, ΔC^*_{t+i}. Dans cette équation, les poids f_i sont fonction du taux d'actualisation B et des paramètres de coûts (κ_0, κ_1, κ_2, ...)[3].

À l'exception du dernier terme, la structure de (2) est semblable à celle d'une équation de correction des erreurs. C'est en raison de l'ajout du terme d'anticipations, $E_{t-1}\{.\}$, que cette équation est souvent décrite comme un processus rationnel de correction des erreurs [voir Kozicki et Tinsley (1999)]. En plus d'être parcimonieux, les modèles PAC ont donc une dynamique riche et une justification théorique solide.

Selon l'équation (2), une décision optimale aujourd'hui est le reflet de plans d'ajustement formulés antérieurement et de plans révisés pour le futur en fonction de l'information de la période courante. Par conséquent, le niveau optimal de C_t peut s'écrire comme une moyenne mobile infinie des valeurs passées et futures de C^* :

$$C_t = E_{t-1}\left\{ \sum_{i=-\infty}^{\infty} w_i C^*_{t+i} \right\} , \qquad (3)$$

2. Des valeurs retardées de C au-delà de $t-1$ apparaîtront dans l'équation (2) seulement si l'ordre $(m-1)$ des coûts d'ajustement est plus que quadratique. von zur Muehlen (2001) obtient ce genre de résultat pour l'investissement en matériel $(m=3)$, les prix $(m=3)$ et les salaires $(m=4)$ dans FRB/US. Il trouve que $(m=2)$ dans le cas de la consommation et que $(m=3)$ dans le cas du logement.
3. Ceci signifie que l'importance relative des changements anticipés du sentier d'évolution désiré d'une variable donnée dépend directement de la nature des frictions qui caractérisent le comportement de cette variable (les κ_i).

où la somme des w_i, qui indiquent l'importance relative des valeurs passées et futures de C^* dans les décisions courantes, est égale à 1. Un graphique des w_i a une forme de cloche avec un sommet centré au moment présent. De plus, on a : $\lim_{|i| \to \infty} w_i \to 0$. En effet, pour $i < 0$, les plans antérieurs sont complétés avec le temps, alors que, pour $i > 0$, les besoins relatifs à un futur éloigné peuvent être satisfaits par des correctifs durant les périodes à venir (en plus de l'effet d'actualisation).

2.3 Méthodologie

De manière pratique, l'estimation d'un modèle PAC se fait en trois étapes. La première étape consiste à estimer le sentier désiré de la variable d'intérêt (C^*). Il s'agit du niveau atteint par la variable en l'absence de coûts d'ajustement. Par exemple, le niveau désiré de la variable peut être déterminé à partir de l'égalité :

$$C_t = \delta X_t \quad . \tag{4}$$

qui relie linéairement la variable de décision à un espace multidimensionnel de cointégration formé des variables X_t. Le niveau désiré C^* est alors donné par le calcul de la valeur prédite par la régression de C_t sur X_t. Dans le cas de la consommation, on peut imaginer que X_t contient des éléments tels qu'une mesure du revenu permanent ou des avoirs nets. Une fois les paramètres du sentier désiré estimés (les δ), on doit produire une prévision de C^*.

La seconde étape consiste à prévoir le taux de croissance de C^* à partir de prévisions des variables explicatives X_t. La plupart du temps, on estime un VAR contenant toutes les variables utiles à la prévision de X_t. Il s'agit là d'un choix réaliste, puisqu'il suppose que les agents économiques forment leurs anticipations sur la base d'un nombre relativement restreint de relations économiques. La combinaison des valeurs prédites pour X_t et des paramètres δ estimés à l'équation (4) génère une prévision du sentier désiré. La troisième et dernière étape consiste à estimer l'équation dynamique (2). Cette estimation est fondée sur un algorithme itératif qui tient compte à la fois des δ, des paramètres du VAR, du taux d'actualisation (B) et des valeurs de départ des a_j. On estime jusqu'à convergence des a_j. Notons que les f_i ne sont pas estimés directement, mais sont plutôt une reparamétrisation des a_j.

3. Modélisation PAC de la consommation

Dans cette section, nous revoyons brièvement les principales théories des dépenses des ménages. Suivant ces théories, nous introduisons deux modèles PAC. Dans le premier modèle, nous nous intéressons aux taux de croissance trimestriels de la consommation agrégée réelle par habitant

publiés dans les Comptes nationaux américains (*National Income and Product Accounts*). Dans le second modèle, nous nous penchons sur les taux de croissance des dépenses totales des ménages données par la somme (enchaînée) de la consommation totale réelle et de l'investissement résidentiel réel par habitant. Ces deux séries sont présentées en glissement annuel au Graphique B1 de l'Annexe B.

3.1 Considérations théoriques

L'hypothèse du revenu permanent (HRP) stipule que la consommation à la période t, C_t, est égale au revenu permanent à la période t, Y_{pt}. Le revenu permanent est défini comme la valeur présente de la richesse totale :

$$Y_{Pt} = A_t + E_t\left\{\sum_{i=0}^{\infty} B^i Y_{Lt+i}\right\}, \tag{5}$$

où A_t est la richesse non humaine réelle de l'individu au début de la période t; B, un taux d'actualisation; Y_{Lt}, le revenu réel du travail après impôts et transferts et E_t, l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'information disponible pour l'individu à la période t. Dans cette équation, la richesse totale est décomposée en deux termes : le premier, la somme des richesses financière et immobilière[4], le second, la richesse humaine, c'est-à-dire la valeur actualisée des revenus anticipés par les agents rationnels.

Dans ce contexte, on ne devrait observer des changements de la consommation que lorsque les anticipations relatives au revenu s'avèrent erronées ou lorsque les attentes de revenus futurs sont révisées. Si les anticipations de revenus sont rationnelles, alors ces erreurs ou ces révisions de prévisions sont aléatoires et C_t suit une marche aléatoire.

Mais dans la réalité, la consommation ne suit pas une marche aléatoire[5]. Cela s'explique par la présence de ménages qui ont des contraintes de liquidité [Flavin (1985), Carroll (2001)] ou qui épargnent pour des motifs de précaution [Carroll (1994)][6]. Dans ce cas, il est possible que la

4. Davis et Palumbo (2001) expliquent de quelle façon les richesses financière et immobilière affectent la consommation dans un cadre théorique.
5. Voir par exemple les tests de l'HRP faits par Campbell et Mankiw (1990) et Shea (1995)
6. Les contraintes de liquidité — en raison d'un accès limité au crédit ou de son coût prohibitif — signifient qu'il est possible qu'un individu ne puisse pas emprunter face à une hausse anticipée et permanente de son revenu, de sorte que sa consommation est déterminée non pas par son revenu permanent, mais par son revenu courant. L'épargne de précaution signifie que l'incertitude relative au revenu futur peut faire en sorte que les individus ont une plus grande utilité en réduisant leur consommation courante de façon à accumuler des réserves en prévision d'une éventuelle chute des revenus.

consommation ne soit pas égale à la valeur déterminée par le revenu permanent, mais qu'elle dépende plutôt du revenu courant.

Aussi, l'HRP s'applique plus ou moins bien à la consommation de biens durables. En effet, la présence de biens durables dans la consommation implique que le flux de bien-être découlant de la consommation ne peut être directement associé aux dépenses totales de consommation. L'HRP ne tient pas compte du fait que les consommateurs dégagent une utilité des « services » rendus par les biens durables qu'ils détiennent et que ces « services » sont obtenus au cours de périodes ultérieures. C'est pourquoi la plupart des chercheurs [dont Davidson et coll. (1978), Blinder et Deaton (1985), Campbell (1987) et Galí (1990)] ont estimé des fonctions de consommation s'appliquant uniquement à la consommation réelle de biens non durables et de services[7]. Dans FRB/US, la consommation de biens non durables et de services est modélisée à l'aide d'un sentier désiré d'un modèle PAC fondé sur l'HRP avec contraintes de liquidité et incertitude. Notons que l'approche PAC appliquée aux biens non durables et aux services est compatible avec les habitudes de consommation décrites dans Fuhrer (2000).

La littérature sur la consommation de biens durables traite généralement les dépenses en biens durables à l'aide d'un modèle d'ajustement des stocks. Il s'agit d'une version simplifiée des modèles PAC dans laquelle des frictions provoquent un retard dans l'ajustement du *niveau* effectif des stocks vers le *niveau* désiré. À chaque période, une partie de la différence entre les niveaux effectif et désiré disparaît. Même en l'absence de contraintes de liquidité, le niveau désiré de biens durables est influencé par le coût de location du capital, puisque l'achat de biens durables nécessite habituellement l'obtention d'un prêt. McCarthy et Peach (2002) exposent ce genre de modèle qu'ils appliquent au logement. Dans leur étude, la demande de logements dépend du stock de maisons, du revenu permanent et du coût du capital.

L'approche des équations du PAC de la consommation de biens durables et du logement dans FRB/US est aussi inspirée de ce type de modèles. En effet, la spécification du niveau désiré des stocks de biens durables dans FRB/US est fondée sur l'hypothèse que ce stock est proportionnel à la consommation désirée de biens non durables et de services (une variable approximative pour le revenu permanent), où le facteur de proportionnalité est le produit du prix relatif des biens durables et du coût de location réel du capital (plus la dépréciation). Le niveau d'investissement résidentiel désiré est également proportionnel à la consommation désirée de biens non durables et de services. Dans ce cas, le facteur de proportionnalité est le produit du prix relatif des nouvelles

7. Palumbo et coll. (2002) montrent que cette procédure n'est valable d'un point de vue théorique que si la consommation réelle de biens non durables et de services représente une part constante des dépenses réelles totales de consommation.

constructions (par rapport aux prix à la consommation) et du coût de location réel du capital pour le logement (plus la dépréciation).

3.2 Considérations pratiques

Nous estimons un modèle PAC suivant les implications des théories susmentionnées. Plus précisément, le sentier désiré de la consommation est fonction du revenu permanent, c.-à-d. la somme de la richesse humaine (la valeur actualisée des flux de revenus futurs anticipés), de la richesse financière et de la richesse immobilière comme dans l'équation 5. De plus, nous ajoutons le taux d'intérêt réel de court terme (fonds fédéraux)[8]. Cette approche est similaire à celle de Jeanfils (2000). Le sentier désiré a la forme suivante (en logarithmes):

$$C_t^* = (1 - \alpha_1 - \alpha_2)W_{hum} + \alpha_1 W_{fin} + \alpha_2 W_{imm} + \alpha_3 RR_{fed} \ , \qquad (6)$$

où W_{hum} est la richesse humaine réelle, W_{fin} est la richesse financière réelle, W_{imm} est la richesse immobilière réelle et RR_{fed} est le taux d'intérêt réel de court terme. Dans le cas des dépenses des ménages (consommation + logement), nous ajoutons le taux hypothécaire. Selon la théorie, la somme des trois sources de richesse doit être égale à l'unité. La décomposition de la richesse non humaine en richesse financière et immobilière permet de modéliser des élasticités différentes dans les effets de richesse sur la consommation établis dans la littérature[9].

Pour estimer la richesse humaine, nous devons utiliser une équation (ou un modèle) de prévision du revenu et choisir un taux d'actualisation. Idéalement, nous devrions utiliser la prévision du futur modèle de projection de l'économie américaine. Dans la pratique, cette approche s'avère inutilisable, puisque ce modèle n'est pas encore terminé. Nous choisissons donc d'estimer une courbe IS ayant plusieurs caractéristiques compatibles avec le modèle de projection que nous construisons actuellement (voir Annexe A pour plus de détails).

Le calcul de la richesse humaine est effectué comme suit : chaque trimestre, les ménages prévoient le profil du taux de croissance du PIB réel à l'aide d'une courbe IS. Ils appliquent le sentier de taux de croissance ainsi obtenu au profil du revenu personnel réel. Une prévision des impôts est effectuée à l'aide d'un modèle autorégressif. De cette façon, nous obtenons le profil

8. En plus de son rôle dans le coût du capital, le taux d'intérêt peut aussi servir de variable approximant le revenu anticipé. Cette explication est valable dans notre cas puisque, comme nous verrons plus loin, le taux d'intérêt est l'une des variables affectant notre estimation du revenu anticipé (Annexe A). Le taux d'intérêt permet également de tenir compte du canal de transmission de la politique monétaire, qui agit surtout dans le cas des biens durables et du logement.
9. Voir par exemple Case, Quigley et Shiller (2001) et Ludwig et Slok (2002)

prévu du revenu disponible réel. Finalement, les ménages actualisent le sentier prévu du revenu disponible au taux d'actualisation (B) de 0,943 par trimestre, soit un taux identique à celui utilisé dans FRB/US. Ce taux correspond à une dépréciation annuelle d'environ 20 %[10]. Il s'agit du taux d'intérêt réel augmenté d'une prime reflétant une aversion assez élevée des ménages face à l'incertitude entourant leurs revenus futurs. Chaque trimestre, le même processus est répété.

Une fois le sentier désiré estimé et son taux de croissance prévu, nous estimons une équation dynamique d'un PAC de la forme suivante:

$$\Delta C_t = -a_0(C_{t-1} - C^*_{t-1}) + \sum_{j=1}^{m-1} a_j \Delta C_{t-j} + E_{t-1}\left\{\sum_{i=0}^{\infty} f_i \Delta C^*_{t+i}\right\} + \lambda_1 \Delta YD_t + \lambda_2 E_t\left\{\sum_{i=0}^{\infty} GAP_{t+i}\right\} . \quad (7)$$

Il s'agit du même type d'équation que l'équation (2) à laquelle nous avons ajouté le taux de croissance du revenu disponible réel (ΔYD_t) ainsi que la valeur actualisée de l'écart de production ($E_t \Sigma GAP_{t+t}$) comme déterminants des dépenses de consommation.[11] L'ajout de ces deux variables constitue un écart par rapport à la rationalité parfaite au sens où la consommation peut dépendre de facteurs autres que les anticipations par rapport au sentier désiré ou que les coûts d'ajustement. L'inclusion de ces termes permet de tenir compte des ménages qui font face à des contraintes de liquidité ou qui détiennent de l'épargne pour des motifs de précaution. Ces ménages consomment tout simplement l'équivalent de leur revenu contemporain et ne peuvent pas lisser le profil de leur consommation. Le sentier futur prévu (à l'aide de la courbe IS) actualisé au taux B de l'écart de production permet quant à lui de tenir compte des effets cycliques de l'incertitude sur les profils de la consommation et des dépenses des ménages. Une variable semblable est utilisée dans FRB/US.

4. Résultats

Cette section se divise en trois parties. La première présente les résultats de l'estimation des sentiers désirés de la consommation et des dépenses des ménages. La deuxième expose les résultats d'estimation des équations dynamiques du PAC. La troisième partie tente de jauger la qualité des prévisions générées par les modèles estimés.

10. 20 % = (1–(0.943^4))*100. Le nombre de trimestres de prévision a été tronqué à 80. Au taux d'actualisation de 0,943, 99 % du revenu permanent sont pris en compte après 80 trimestres.

11. Dans le cas où la variable dépendante est celle des dépenses des ménages (consommation+logement), la différence première du taux hypothécaire nominal est ajoutée. Ceci sert à tenir compte des effets temporaires de contraintes de mise de fonds initiale et d'emprunt sur le marché des hypothèques. Cette variable est également présente dans l'équation des constructions résidentielles du modèle FRB/US.

4.1 Tests de cointégration et sentier désiré

Rappelons que le sentier désiré de la consommation et des dépenses des ménages est fonction de la richesse humaine réelle ($Whum$), de la richesse financière réelle ($Wfin$), de la richesse immobilière réelle (Wim) et des taux d'intérêt réels. L'indice des prix utilisé pour calculer les taux d'intérêt réels est le dégonfleur de la consommation hors aliments et énergie[12]. Notre cadre théorique implique l'existence d'une relation de cointégration entre ces variables. Dans le but de vérifier cette hypothèse, le Tableau 1 présente les résultats des tests de Johansen[13]. Nous présentons les résultats des tests incluant ou non les variables de taux d'intérêt. De plus, nous avons effectué des tests où les richesses immobilière et financière sont agrégées (c.-à-d. $Wtot$). Toutes les données sont observées à une fréquence trimestrielle, et les tests sont effectués sur la période *post* Bretton-Woods (du quatrième trimestre de 1972 au troisième trimestre de 2002)[14]. Dans tous les cas, les tests rejetent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et concluent à l'unicité du vecteur de cointégration.

En raison de la présence de la valeur escomptée du revenu disponible futur (c.-à-d. la richesse humaine) au sein des équations, nous faisons face à un problème de simultanéité dans l'estimation des sentiers désirés. Par conséquent, nous estimons ces équations à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM)[15]. La théorie stipule que la somme des coefficients associés aux trois types de richesses doit être égale à 1. Des tests de rapports de vraisemblance indiquent que nous ne pouvons pas rejeter cette hypothèse aux seuils usuels de confiance. D'ailleurs, pour les modèles non contraints, la somme de ces coefficients est égale à 0,95 dans le cas de la consommation et à 0,93 pour ce qui est des dépenses des ménages.

12. Les mesures de la richesse non humaine réelle sont calculées à l'aide du dégonfleur du PIB.
13. Exception faite des taux d'intérêt réels, les tests de racine unitaire indiquent que le niveau de l'ensemble des variables n'est pas stationnaire. Pour les taux d'intérêt réels, les tests donnent des résultats ambigus.
14. La longueur de notre échantillon est limitée par la disponibilité des données relatives à d'autres composantes du modèle de projection de l'économie américaine (par exemple le taux de change, le PIB potentiel).
15. Jeanfils (2000) utilise la même approche.

Tableau 1 : Tests de Johansen[a]

Espace de cointégration	PGp	Valeur critique[b]
C[c], W_{tot} et W_{hum}	47,76	32,00
C, W_{fin}, W_{imm} et W_{hum}	62,16	49,65
C, W_{tot}, W_{hum} et RR_{fed}	59,36	49,65
C, W_{fin}, W_{imm}, W_{hum} et RR_{fed}	75,88	71,86
C_{tot}[d], W_{fin}, W_{imm}, et W_{hum}	64,07	49,65
C_{tot}, W_{fin}, W_{imm}, W_{hum} et R_{hyp}	74,13	71,86

a. Hypothèse nulle : aucun vecteur de cointégration
b. Seuil de 10 %
c. C représente la consommation.
d. C_{tot} représente les dépenses des ménages (consommation + logement).

Les résultats d'estimation des sentiers désirés de la consommation et des dépenses des ménages sont présentés au Tableau 2. Les instruments utilisés pour le GMM sont quatre retards de chacune des variables et de l'écart de production[16]. Nous estimons les équations du quatrième trimestre de 1972 au troisième trimestre de 2002. Toutefois, dans le but de tenir compte d'éventuelles révisions aux données[17] et d'éviter que les paramètres soient contaminés par les effets de la bulle spéculative des marchés boursiers qui, de par son caractère stochastique, ne se reproduira jamais de la même façon, nous avons également estimé les équations jusqu'au quatrième trimestre de 1998. Le dernier trimestre de 1998 correspond au moment où le niveau de l'indice NASDAQ était égal à son niveau de fin d'échantillon.

Dans le cas de la consommation, le coefficient associé à la richesse humaine est égal à 0,64 (0,61 si nous excluons les quatre dernières années). Il s'agit de valeurs compatibles avec les estimations trouvées dans FRB/US pour la consommation de biens non durables et de services. Les résultats montrent également que le coefficient de la richesse immobilière est légèrement supérieur à celui de la richesse financière. Ceci est compatible avec les résultats de Case, Quigley et Shiller (2001), qui obtiennent la même relation d'ordre. De plus, comme nous le souhaitions, l'élasticité associée au taux d'intérêt réel est négative.

16. Les résultats sont très peu sensibles au choix des instruments.
17. En juillet de chaque année, le *Bureau of Economic Analysis* publie des révisions historiques aux Comptes nationaux portant sur les trois années antérieures.

Tableau 2 : Sentiers désirés

	Régresseurs	1972T4-2002T3	1972T4-1998T4
Consommation	Constante	5,01	5,81
	Richesse humaine	0,64	0,61
	Richesse immobilière	0,20	0,21
	Richesse financière	0,16	0,18
	Taux d'intérêt réel des fonds fédéraux	–0,53	–0,58
Dépenses des ménages	Constante	4,27	4,93
	Richesse humaine	0,68	0,65
	Richesse immobilière	0,19	0,20
	Richesse financière	0,13	0,15
	Taux hypothécaire réel	–0,41	–0,36
	Taux d'intérêt réel des fonds fédéraux	–0,30	–0,36

Les résultats du sentier désiré des dépenses des ménages sont fortement similaires à ceux obtenus pour la consommation, ce qui est logique compte tenu de la faible part du logement par rapport à la consommation dans cet agrégat (5 %)[18]. Le coefficient de la richesse humaine est légèrement supérieur ici (0,68), ce qui témoigne d'une importance relativement plus grande du revenu anticipé dans les décisions relatives à l'investissement résidentiel. De plus, les coefficients des taux d'intérêt réels de court terme et hypothécaires sont tous les deux de signes négatifs et de taille comparable.

Les Graphiques B2 et B3 de l'Annexe B montrent l'évolution du niveau observé et du sentier désiré de la consommation, d'une part, et des dépenses des ménages, d'autre part. En raison des coûts d'ajustement, les sentiers désirés affichent comme prévu une plus grande volatilité que les niveaux observés des variables.

De plus, le Graphique B4 montre que l'écart entre le niveau observé et le sentier désiré de la consommation est fortement similaire à l'écart équivalent associé aux dépenses des ménages. Ce résultat est probablement imputable à la prépondérance de la consommation dans l'agrégat des dépenses des ménages. Ce graphique indique aussi que le marché du logement a toujours été plus

18. Notons toutefois qu'environ 26 % de la variance des dépenses des ménages provient du logement.

affecté par les cycles que la consommation, sauf durant la dernière récession. Ceci est logique puisque, en plus d'être un engagement financier plus important, l'investissement résidentiel est une dépense qui peut être plus facilement retardée que l'achat de biens non durables comme la nourriture ou les vêtements.

Afin de jauger la stabilité des paramètres, nous avons effectué des estimations répétées des sentiers désirés de la consommation et des dépenses des ménages sur la période de 1995 à 2002. L'évolution de la valeur des coefficients est présentée aux Graphiques C1, C2 et C3 de l'Annexe C. Dans l'ensemble, les coefficients affichent une grande stabilité, sauf les coefficients des taux d'intérêt de court et de long terme au sein du sentier désiré des dépenses des ménages. Toutefois, la somme des coefficients associés à ces deux variables de taux d'intérêt est très stable.

4.2 Équations dynamiques

Cette section présente les résultats de l'estimation des équations dynamiques du PAC des taux de croissance de la consommation et des dépenses des ménages. Comme les anticipations du modèle sont entièrement prospectives, il est nécessaire d'utiliser des modèles « satellites » pour prévoir le taux de croissance des sentiers désirés. Comme on l'a vu à la section 2.3, nous utilisons des VAR pour ce faire. Ils sont formés de l'écart de production et des variables entrant dans le calcul des sentiers désirés. Le nombre de retards est fixé à quatre trimestres[19].

Nous devons également choisir le polynôme des coûts d'ajustement. Les résultats de différentes estimations indiquent que l'ordre des coût d'ajustement, m, est de 3 tant pour la consommation que pour les dépenses des ménages. Le choix de m est dicté par des critères empiriques, en l'occurrence celui d'un retard maximal significatif. Aussi, avec $m = 3$, nous nous assurons de l'absence d'autocorrélation des résidus. Les résultats indiquent donc qu'il est coûteux d'ajuster le niveau, la première différence ainsi que le rythme d'accélération de la consommation et des dépenses des ménages. Rappelons que les modèles PAC permettent d'identifier la présence de coûts d'ajustement ainsi que leur ampleur, mais ils ne permettent pas de déterminer leur source.

En plus des régresseurs propres aux modèles à coûts d'ajustement polynomiaux, les équations des taux de croissance de la consommation et des dépenses des ménages contiennent la valeur contemporaine du taux de croissance du revenu disponible réel, ainsi que celle de l'écart de production futur actualisé. Le coefficient associé au taux de croissance du revenu disponible reflète la part relative des ménages n'ayant pas accès au crédit. Dans le but d'assurer une convergence à long terme du taux de croissance de la consommation vers celui du PIB potentiel,

19. Les résultats sont très peu sensibles au choix du nombre de retards.

la somme des coefficients des variables qui croissent à l'équilibre (les retards de la variable dépendante (a_j), le terme d'anticipations prospectives Σf_i et le taux de croissance du revenu (λ_1)) est contrainte à 1.

Comme les deux variables susmentionnées créent ici aussi un problème de simultanéité, nous estimons les équations dynamiques du PAC par GMM. Les instruments utilisés sont quatre retards de chacune des variables plus les taux d'intérêt. Le Tableau 3 présente les résultats d'estimation des équations dynamiques du PAC de la consommation et des dépenses des ménages. Sur l'échantillon complet, le R2 est de 38 % pour la consommation et de 52 % pour les dépenses des ménages. Avec $m = 3$, les résidus sont un bruit blanc puisqu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance temporelle des erreurs selon la statistique Q de Ljung-Box.

Le coefficient d'ajustement de l'écart entre le niveau et le sentier désiré de la consommation est égal à –0,14, une valeur proche de celle de l'équation de la consommation de biens non durables et de services dans FRB/US. Les coûts d'ajustement sont relativement faibles puisque la consommation s'ajuste vers la valeur désirée à un rythme de 14 % par trimestre (soit 56 % par année). Comme m est égal à 3, il y a deux retards de la variable dépendante et la somme des coefficients associés à ces retards est de 0,14.

Une planification optimale s'applique à la majorité des consommateurs. En effet, selon les résultats, 35 % de la consommation serait financée par les revenus contemporains. Si nous arrêtons l'estimation au dernier trimestre de 1998, cette proportion grimpe à près de 46 %.

Le Graphique D1 de l'Annexe D montre, abstraction faite de cette instabilité récente du coefficient associé au revenu et de ses répercussions en raison des contraintes imposées aux paramètres, que les coefficients de l'équation affichent une grande stabilité. L'instabilité récente du coefficient associé au revenu doit être remise dans le contexte de la bulle spéculative qui a affecté les marchés boursiers. Cet évènement est singulier. D'ailleurs, le Graphique D1 montre que le coefficient du revenu tend à remonter vers un niveau plus compatible avec celui qui prévalait avant la fin de 1998[20]. Aussi, le coefficient du sentier prévu et escompté de l'écart de production a un signe positif, ce qui signifie que la consommation est affectée négativement à très court terme par l'anticipation d'un excès d'offre dans l'économie (et vice-versa).

20. Il est possible que cette proportion ait chuté à cause de l'effet de richesse sur la consommation durant cette période (importance accrue de la richesse par rapport au revenu).

Tableau 3 : Équations dynamiques du PAC[a]

	Régresseurs	1972T4-2002T3		1972T4-1998T4	
		Coefficients	Statistique t	Coefficients	Statistique t
Consommation	$C_{t-1} - C^*_{t-1}$	-0,14	-7,50	-0,15	-7,50
	ΔC_{t-1}	0,00	-	-0,05	-
	ΔC_{t-2}	0,14	5,27	0,15	5,23
	$E_t \Sigma \Delta C^*_{t+i}$	0,51	-	0,43	-
	Δyd_t	0,35	6,71	0,46	7,48
	$E_t \Sigma gap_{t+i}$	0,14	2,71	0,17	3,59
Σ(erreurs)^2: 0,0038		R^2: 38 %	LB-Q(1): 0,349	LB-Q(4): 0,143	H_0 (Ant. R.)[b]: 0,146
Dépenses des ménages	$Ctot_{t-1} - Ctot^*_{t-1}$	-0,08	-5,72	-0,09	-6,13
	$\Delta Ctot_{t-1}$	0,05	-	0,04	-
	$\Delta Ctot_{t-2}$	0,18	7,22	0,18	7,25
	$E_t \Sigma \Delta Ctot^*_{t+i}$	0,44	-	0,49	-
	Δyd_t	0,33	4,57	0,29	8,10
	$E_t \Sigma gap_{t+i}$	0,18	2,97	0,19	3,08
	$\Delta Rnhyp_{t-1}$	-0,60	-11,80	-0,60	-12,33
Σ(erreurs)^2: 0,0048		R^2: 52 %	LB-Q(1): 0,185	LB-Q(4): 0,382	H_0 (Ant. R)[b]: 0,094

a. Les variables dépendantes sont en termes réels par habitant.

b. Test des anticipations rationnelles.

Les coûts d'ajustement sont plus importants dans le cas des dépenses des ménages, puisque l'ajustement de l'écart entre le niveau et le sentier désiré se fait à un rythme de 8 % par trimestre. La somme des coefficients associés aux deux retards de la variable dépendante est égale à 0,23, soit une valeur supérieure à celle obtenue pour la consommation. Ici, exactement le tiers des

ménages n'auraient pas accès au crédit ou consommeraient tout simplement leur revenu courant. Contrairement au cas de la consommation, le Graphique D2 de l'Annexe D montre que le coefficient du revenu est relativement stable au cours de la période récente. Il se maintient à près de 30 %. On devait s'attendre à ce que le fait d'ajouter les constructions résidentielles à la consommation abaisse la valeur du coefficient associé au revenu puisque, par définition, les ménages participant au marché du logement ont accès au crédit.

Comme prévu, le coefficient de la première différence du taux hypothécaire est négatif et celui du profil actualisé de l'écart de production futur est positif et légèrement supérieur à celui obtenu pour la consommation. Ce résultat indique que les ménages prennent davantage en considération l'incertitude cyclique dans leurs décisions d'achat d'une maison que dans leurs achats de biens et services. Le Graphique D2 montre également que les coefficients de l'ensemble des paramètres affichent une grande stabilité au cours des récentes années. Ce résultat explique en majeure partie la qualité relativement bonne des prévisions hors échantillon, que nous examinerons à la prochaine section.

La somme des poids prospectifs est de 0,51 dans le cas de la consommation et de 0,44 pour les dépenses des ménages sur l'échantillon complet[21]. Nous avons calculé la distribution de ces poids. Le Graphique E1 de l'Annexe E illustre les résultats. Pour faciliter la comparaison, nous les avons exprimés en pourcentage de leur somme, de sorte que l'aire sous chaque courbe est égale à 1. On constate que ceux-ci convergent vers zéro à mesure qu'on avance dans le futur. L'ajustement initial est plus important dans le cas de la consommation (environ 18 %) que dans le cas des dépenses des ménages (environ 12 %). Aussi, la vitesse d'ajustement de la consommation est plus rapide au cours des trimestres subséquents puisque la pente de la courbe est plus raide. À partir de ces poids, nous avons calculé un horizon prospectif moyen (HPM) comme dans von zur Muehlen (2001). Le HPM est une mesure de l'horizon effectif de planification pour les périodes futures qui peut être approximée par l'égalité suivante pour un horizon fini :

$$\overline{w} = \sum_{i=0}^{T} i\left(w_i / \left(\sum_{i=0}^{T} w_i\right)\right) \quad . \tag{8}$$

21. Selon la théorie, on aurait pu s'attendre à ce que cette valeur augmente à cause de l'augmentation des coûts d'ajustement. Or, sur l'échantillon complet, seuls les coefficients des retards augmentent, car le coefficient du revenu contemporain est essentiellement inchangé et la contrainte de convergence empêche le coefficient des anticipations d'augmenter également. Si on arrête l'estimation à 1998, on n'a pas cette situation puisque le coefficient du revenu contemporain diminue suffisament pour que les coefficients des retards et des anticipations augmentent simultanément.

où i représente l'horizon (en trimestres) et w_i, le poids qui s'y rattache. Nous obtenons des HPM de 5,9 et 8,2 trimestres pour la consommation et les dépenses des ménages respectivement, alors que von zur Muehlen obtient un HPM de 5,8 trimestres pour la consommation dans FRB/US[22]. Dans l'ensemble, les résultats entourant les poids prospectifs sont compatibles avec des coûts d'ajustement plus importants dans le cas des dépenses des ménages.

Finalement, en plus des statistiques usuelles, le Tableau 3 contient les valeurs p d'un test des anticipations rationnelles. Les modèles PAC font l'hypothèse que les anticipations des agents optimisateurs sont formées de façon à minimiser l'erreur quadratique moyenne de prévision conditionnelle aux renseignements qu'ils détiennent. C'est-à-dire que, bien que les agents détiennent des renseignements limités, ils les utilisent de façon efficace dans la formation de leurs attentes. Une façon de savoir si cette hypothèse est réaliste consiste à vérifier si les anticipations d'une variable sont plus persistantes que la variable elle-même. On effectue ce test en régressant les résidus de l'équation dynamique du PAC sur des retards de la différence première des variables du sentier désiré et en calculant la statistique F d'exclusion des paramètres. Lorsque nous régressons les résidus du PAC de la consommation sur deux retards de chacune de ces variables, ces retards ne sont pas conjointement significatifs de sorte que nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle des anticipations rationnelles. Dans le cas des dépenses des ménages, le non-rejet de l'hypothèse nulle est moins décisif, puisque les retards sont conjointement significatifs au seuil de 10 %, mais pas au seuil de 5 %.

4.3 Examen de la qualité des prévisions

Afin d'évaluer la qualité des prévisions générées par les équations du PAC, nous répétons les exercices de prévision hors échantillon pour chacun des 40 derniers trimestres (soit du quatrième trimestre de 1992 au troisième trimestre de 2002). Comme les anticipations des modèles sont prospectives et que le nouveau modèle n'est pas encore terminé, nous testons uniquement la qualité des prévisions des équations dynamiques de la consommation et des dépenses des ménages. L'exercice repose donc sur l'hypothèse que les variables dites « exogènes » sont connues.

De plus, les coefficients des VAR servant à prévoir les sentiers désirés ne sont pas réestimés. Cette dernière hypothèse reflète le fait que nous ne voulons pas que l'exercice dépende de la stabilité

22. Ce dernier présente des calculs fondés sur les niveaux prévus du sentier désiré (les w_i dans notre équation 3), alors que nos calculs sont basés sur les poids des prévisions du *changement* du sentier désiré (les f_i dans l'équation 2). Les résultats sont tout de même comparables puisque, conceptuellement, l'horizon typique de décision est le même, qu'il soit question du niveau ou des changements d'une variable.

des paramètres de ces VAR, puisqu'ils ne seront pas utilisés au sein du nouveau modèle de projection. À l'intérieur du modèle, les anticipations prospectives refléteront plutôt la solution d'ensemble du modèle. Il faut donc attendre qu'une version préliminaire du nouveau modèle de projection soit terminée pour effectuer des exercices de prévision hors échantillon et des simulations dynamiques complètes.

Nous comparons la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des équations dynamiques du PAC avec celles issues de modèles autorégressifs (AR) et de modèles à correction d'erreurs (MCE). Les MCE contiennent exactement les mêmes variables et les mêmes retards que les équations du PAC. Toutefois, les anticipations prospectives sont exclues de leur spécification, car elles sont liées à la théorie des PAC. De plus, les restrictions s'appliquant aux coefficients du PAC ne sont pas imposées aux MCE. Les exercices de prévision hors échantillon effectués à l'aide des MCE reposent sur les mêmes hypothèses que celles faites avec les modèles PAC.

En outre, les variables dites « exogènes » (y compris les sentiers désirés) sont supposées connues. De cette façon, nous pensons que les effets de ces hypothèses sur la performance relative des deux modèles seront minimisés. L'objectif minimal est de produire des prévisions d'une qualité au moins égale à celle de modèles purement empiriques. Cela permettra de montrer que l'ajout d'une structure théorique ne vient pas détériorer la qualité des prévisions.

Étant donné que les modèles de la consommation et des dépenses des ménages ne seront pas utilisés pour des prévisions de très court terme, nous testons la qualité des prévisions effectuées sur des horizons de 4 et 8 trimestres. Le Tableau 4 présente les REQM des modèles de la consommation et des dépenses des ménages et les compare avec celles issues des deux modèles alternatifs. Comme dans Gosselin et Tkacz (2001), nous présentons les résultats des tests de Diebold-Mariano (2002). Notons que le R2 du MCE est de 36 % dans le cas de la consommation et de 52 % dans le cas des dépenses des ménages, de sorte que le pourcentage de variance expliquée est semblable à celui des modèles PAC. Le R2 des AR est nettement inférieur.

Les résultats montrent que les modèles PAC génèrent des REQM systématiquement et largement plus faibles que les deux modèles alternatifs. C'est particulièrement le cas pour des prévisions effectuées 8 trimestres à l'avance. De plus, à une exception près, les tests de Diebold-Mariano indiquent que nous rejetons l'hypothèse que les REQM des modèles PAC sont statistiquement identiques à celles des modèles alternatifs, et ce, à des seuils se situant entre 1 % et 10 %.

Tableau 4 : Erreurs de prévision hors échantillon (1992T4-2002T3)[a]

	Nombre de trimestres à l'avance	REQM du PAC	REQM du PAC / REQM du AR	REQM du PAC / REQM du MCE
C	4	0.0064	0.526*[b]	0.536***
	8	0.0076	0.321*	0.472**
C_{tot}	4	0.0085	0.709	0.722**
	8	0.0109	0.440**	0.654**

a. C représente la consommation et C_{tot} représente les dépenses des ménages.

b. Tests de Diebold-Mariano : rejet de l'hypothèse nulle que le REQM du modèle est statistiquement identique à celui du modèle alternatif à un seuil de 1 % (***), 5 % (**) et de 10 % (*).

Le Tableau 5 présente les valeurs *p* des tests imbriqués de prévisions hors échantillon[23]. Dans tous les cas, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle il est possible d'améliorer la prévision du AR à l'aide de celle du modèle PAC. De plus, nous rejetons toujours l'hypothèse nulle d'amélioration possible la prévision du modèle PAC en utilisant celle du AR (à des seuils se situant entre 4 et 7 %). Dans le cas des dépenses des ménages, les résultats indiquent que nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle il est possible d'améliorer la prévision du MCE en utilisant celle du modèle PAC. De plus, nous rejetons l'hypothèse nulle de la possibilité d'amélioration de la prévision du modèle PAC en utilisant celle du MCE. Nous n'obtenons pas le même résultat dans le cas de la consommation. En effet, la corrélation entre les erreurs du modèle PAC et celles du MCE est tellement élevée que nous rejetons simultanément l'hypothèse nulle qu'il est possible d'améliorer la prévision du modèle PAC en utilisant celle du MCE et vice versa[24].

Rappelons toutefois qu'il n'est pas nécessaire que la performance du modèle PAC soit statistiquement meilleure que celle du MCE. Il suffit qu'elle soit au moins statistiquement identique. Nous pouvons donc affirmer que la théorie sous-jacente à l'approche des PAC ne contribue pas à détériorer la qualité des prévisions du modèle comparativement à un modèle empirique tel qu'un MCE.

23. La discussion qui suit est faite avec un seuil des tests de 10 %.

24. Ceci est probablement imputable à une perte de puissance du test causée par la violation de certaines de ses hypothèses sous-jacentes.

Tableau 5 : Tests imbriqués

	Nombre de trimestres à l'avance	B: modèle AR	B: MCE
Consommation	H_0: PAC améliore B		
	4	0,501	0,069
	8	0,229	0,007
	H_0: B améliore PAC		
	4	0,042	0,003
	8	0,062	0,029
Dépenses des ménages	H_0: PAC améliore B		
	4	0,344	0,389
	8	0,465	0,334
	H_0: B améliore PAC		
	4	0,065	0,007
	8	0,037	0,010

5. Conclusion

L'approche des modèles PAC permet de justifier théoriquement la présence de retards au sein d'une équation dynamique dans un cadre où les agents optimisateurs forment des anticipations complètement rationnelles et prospectives. Elle vise donc à atteindre l'objectif d'allier la théorie à un modèle ayant une bonne capacité de prévision. Les modèles présentés dans cette étude reposent sur la théorie de la consommation, des anticipations rationnelles et des coûts d'ajustement. Leur richesse théorique et dynamique est donc relativement grande. Par exemple, nous arrivons à la conclusion que les dépenses des ménages dépendent d'anticipations prospectives, des taux d'intérêt de court et de long terme, des richesses humaine, financière et immobilière, de contraintes de liquidité et de l'incertitude quant à l'évolution future des cycles économiques.

Les exercices de prévision hors échantillon et de stabilité des paramètres tendent à montrer que l'ajout de cette structure théorique ne semble pas se faire au détriment de la qualité des prévisions et des propriétés empiriques des modèles.

L'étape suivante de modélisation consistera à confirmer ces résultats dans le cadre du prochain modèle de projection de l'économie américaine pris dans son ensemble. Durant cette étape, nous pourrons tester les propriétés dynamiques des équations de la consommation et des dépenses des ménages et apporter au besoin des correctifs. Par exemple, certaines variables dont l'interprétation est plus douteuse pourraient être supprimées des spécifications utilisées dans l'exercice de projection. Finalement, que nous utilisions une courbe IS ou une approche désagrégée pour prévoir le PIB réel, la seconde évolution du modèle de projection devra endogénéiser la richesse financière. La richesse humaine sera, par définition, endogénéisée dès la première version du nouveau modèle de projection.

Bibliographie

Batchelor, R., et P. Dua (1992). « Survey Expectations in the Time Series Consumption Function », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 74, n° 4, p. 598-606.

Blinder, A.S., et A. Deaton (1985). « The Time Series Consumption Function Revisited », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 0, n° 2, p. 465-511.

Brayton, F., et P. Tinsley (1996). « A Guide to FRB/US: A Macroeconomic Model of the United States », Finance and Economics Discussion Series, n° 1996-42, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Brayton, F., E. Mauskopf, D. Reifschneider, P. Tinsley et J. Williams (1997). « The Role of Expectations in the FRB/US Macroeconomic Model », Federal Reserve Bulletin, vol. 83, n° 4, p. 227-245.

Campbell, J.Y. (1987). « Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis », *Econometrica*, vol. 55, n° 6, p. 1249-1273.

Campbell, J.Y., et N.G. Mankiw (1990). « Permanent Income, Current Income, and Consumption », *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 8, n° 3, p. 265-279.

Carroll, C.D. (2001). « A Theory of the Consumption Function, With and Without Liquidity Constraints », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 3, p. 23-45.

———. (1994). « How Does Future Income Affect Current Consumption? », *The Quarterly Journal of Economics*, février, p. 111-147.

Case, K.E., J.M. Quigley et R.J. Shiller (2001). « Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market », National Bureau of Economic Research, Working Paper n° w8606.

Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba et S. Yeo (1978). « Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom », *Economic Journal*, vol. 88, n° 352, p. 661-692

Davis, M.A., et M.G. Palumbo (2001). « A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects », Finance and Economics Discussion Series, n° 2001-9, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Desroches, B. et M.-A. Gosselin (2002). « The Usefulness of Consumer Confidence Indexes in the United States », document de travail n° 2002-22, Banque du Canada, Ottawa.

Diebold, F.X. et R.S. Mariano (2002). « Comparing Predictive Accuracy », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, n° 1, p. 134-144.

Flavin, M. (1985). « Excess sensitivity of consumption to current income: liquidity constraints or myopia? », *Canadian Journal of Economics*, vol. 18, n° 1, p. 117-136.

Fuhrer, J.C. (2000). « Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models », *American Economic Review*, vol. 90, n° 3, p. 367-390.

Gosselin, M.-A., et R. Lalonde (2002), « Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel américain », document de travail n° 2002-36, Banque du Canada, Ottawa.

Gosselin, M.-A., et G. Tkacz (2001), « Evaluating Factor Models: An Application to Forecasting Inflation in Canada », document de travail n° 2001-18, Banque du Canada, Ottawa.

Galí, J. (1990). « Finite Horizons, Life-Cycle Savings, and Time-Series Evidence on Consumption », *Journal of Monetary Economics*, vol. 26, n° 3, p. 433-452.

Jeanfils, P. (2000). « A Model With Explicit Expectations for Belgium », Working Paper n° 4, Banque Nationale de Belgique.

Kozicki, S. et P.A. Tinsley (1999). « Vector Rational Error Correction » *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 23, n° 9-10, p. 1299-1327.

Ludwig, A., et T. Slok (2002). « The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries », IMF Working Paper n° 02/1.

McCarthy, J., et R.W. Peach (2002). « Monetary Policy Transmission to Residential Investment », Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, vol. 8, n° 1, p.139-158.

Shea, J. (1995). « Union Contracts and the Life-Cycle/Permanent-Income Hypothesis », *American Economic Review*, vol. 85, n° 1, p. 186-200.

Tinsley, P.A. (1993). « Fitting Both Data and Theories: Polynomial Adjustment Costs and Error-Correction Decision Rules », Finance and Economics Discussion Series, n° 1993-21, Board of Governors of the Federal Reserve System.

von zur Muehlen, P. (2001). « The Effect of Past and Future Economic Fundamentals on Spending and Pricing Behaviour in the FRB/US Macroeconomic Model », Finance and Economics Discussion Series, n° 2001-12, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Annexe A : Calcul de la richesse humaine

Nous estimons une courbe IS ayant plusieurs caractéristiques compatibles avec celles du modèle de projection que nous construisons actuellement. Premièrement, le PIB potentiel est le même que celui qui sera utilisé au sein du nouveau modèle [voir Gosselin et Lalonde (2002)]. Deuxièmement, notre courbe IS repose sur un ajustement graduel de la demande à des chocs affectant le profil du PIB potentiel. Aussi, la politique monétaire constitue un des mécanismes contribuant à la convergence du PIB réel au PIB potentiel. Finalement, afin de tenir compte de tous les autres facteurs d'ajustement macroéconomique qui ne figurent pas dans l'équation (par exemple l'ajustement graduel des prix et des salaires), nous avons inséré un retard de l'écart de production. Plus précisément, notre courbe IS a la forme suivante[1]:

$$\underset{}{\Delta y_t} = \underset{(10.09)}{0.76\Delta ypot_t} + \underset{(--)}{(1-0.76)\Delta y_{t-1}} \underset{(-5.08)}{-0.15(y_{t-1} - ypot_{t-1})} \underset{(-3.55)}{-0.10(rfed_{t-2} - rfed^*)} + \underset{(3.29)}{0.09(\Delta wtot_{t-1})} + \underset{(2.63)}{0.07(\Delta wtot_{t-2})} ,$$

où Δy_t est le taux de croissance du PIB réel. Cette variable est régressée sur la valeur contemporaine du taux de croissance du PIB potentiel ($\Delta ypot_t$) et sur le premier retard de la variable dépendante.

Pour obtenir une convergence à long terme, la somme des coefficients associés à ces régresseurs doit être égale à 1. Cette contrainte n'est pas rejetée par les données. De plus, le coefficient associé au taux de croissance du PIB potentiel est statistiquement différent de 1 et est égal à 0,76. Ce résultat implique que la demande s'ajuste graduellement à un choc affectant le PIB potentiel. Le coefficient de l'écart entre le taux d'intérêt réel des fonds fédéraux et sa moyenne ($rfed_{t-2} - rfed^*$) est statistiquement significatif et prend une valeur négative, ce qui implique que la politique monétaire constitue un des mécanismes de convergence du PIB réel vers le PIB potentiel. Le fait que l'écart de production soit statistiquement significatif implique l'existence d'autres facteurs permettant la convergence du PIB réel vers le PIB potentiel. Finalement, comme les sentiers désirés de la consommation et des dépenses des ménages reposent notamment sur la richesse non humaine, nous avons inséré dans la courbe IS des retards de la première différence de cette variable ($wtot$).

Avant d'utiliser cette équation pour générer une série de la richesse humaine, nous essayons de déterminer si elle donne des prévisions d'une qualité raisonnable et si ses paramètres sont relativement stables. La deuxième colonne du Tableau A1 montre qu'au cours des 40 derniers

1. Les statistiques t sont indiquées entre parenthèses pour chaque estimation. Le R^2 est de 38 %.

trimestres, la courbe IS génère des REQM (racine de l'erreur quadratique moyenne) environ deux fois moins importantes que celles associées à des modèles autorégressifs (AR), ce, pour des prévisions hors échantillon effectuées 1 an ou 2 ans à l'avance.

De plus, les valeurs *p* des tests imbriqués présentées au Tableau A2 montrent qu'à un seuil de 5 % nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle d'amélioreration possible de la prévision d'un AR à l'aide de celle de la courbe IS. De plus, nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle il est possible d'améliorer la prévision de la courbe IS en utilisant celle émanant d'un AR. Comme l'indique le Graphique A1, la qualité des prévisions hors échantillon de la courbe IS est en bonne partie imputable à la stabilité des coefficients.

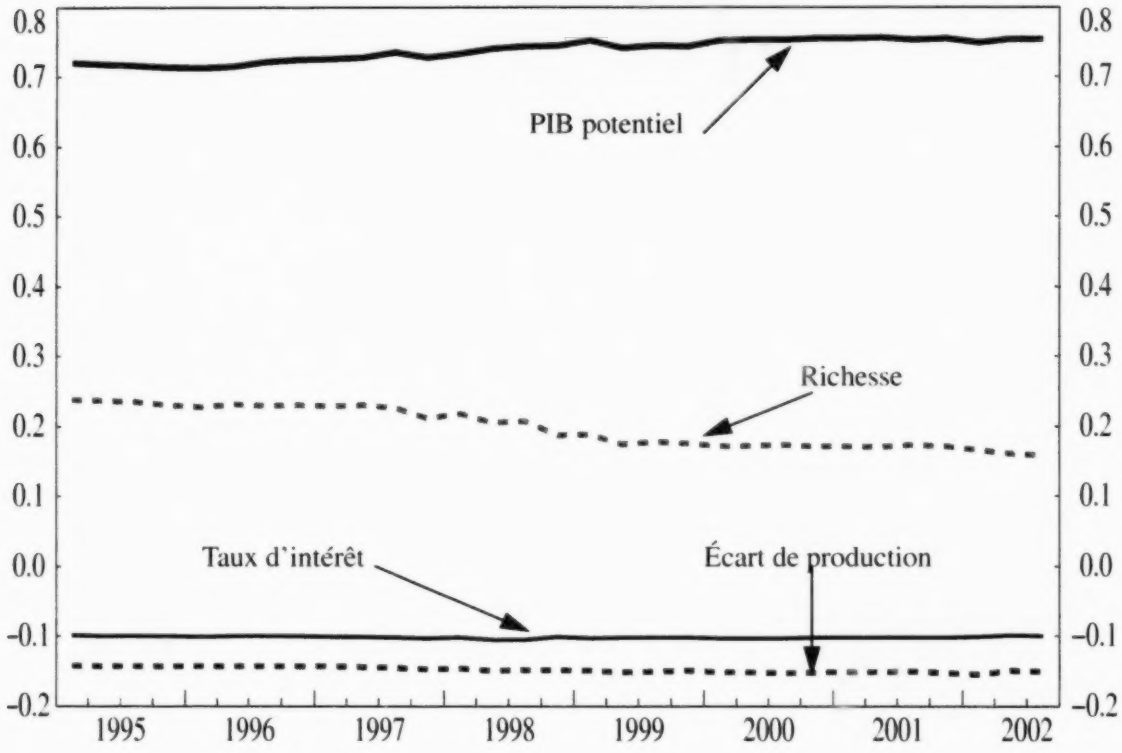
Tableau A1 : Qualité des prévisions hors échantillon de la courbe IS (1992T4-2002T3)

Nombre de trimestres à l'avance	REQM de la courbe IS	REQM de la courbe IS / REQM du AR
4	0,0079	0,601
8	0,0080	0,392

Tableau A2 : Tests imbriqués

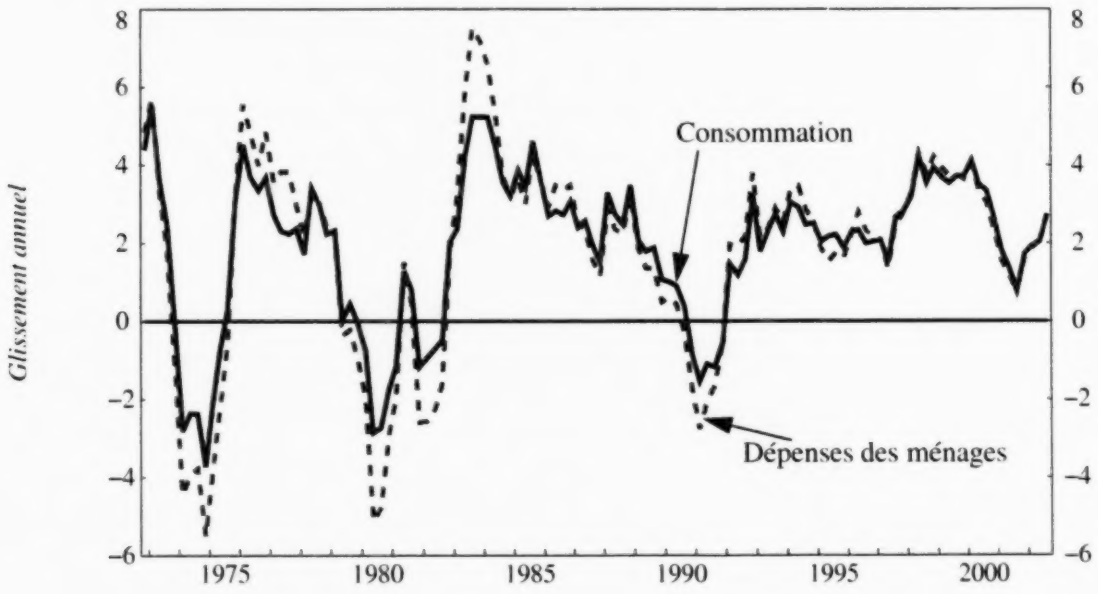
Nombre de trimestres à l'avance	H_0 : la courbe IS améliore le AR	H_0 : le AR améliore la courbe IS
4	0,0888	0,049
8	0,7932	0,025

Graphique A1 : Stabilité des paramètres

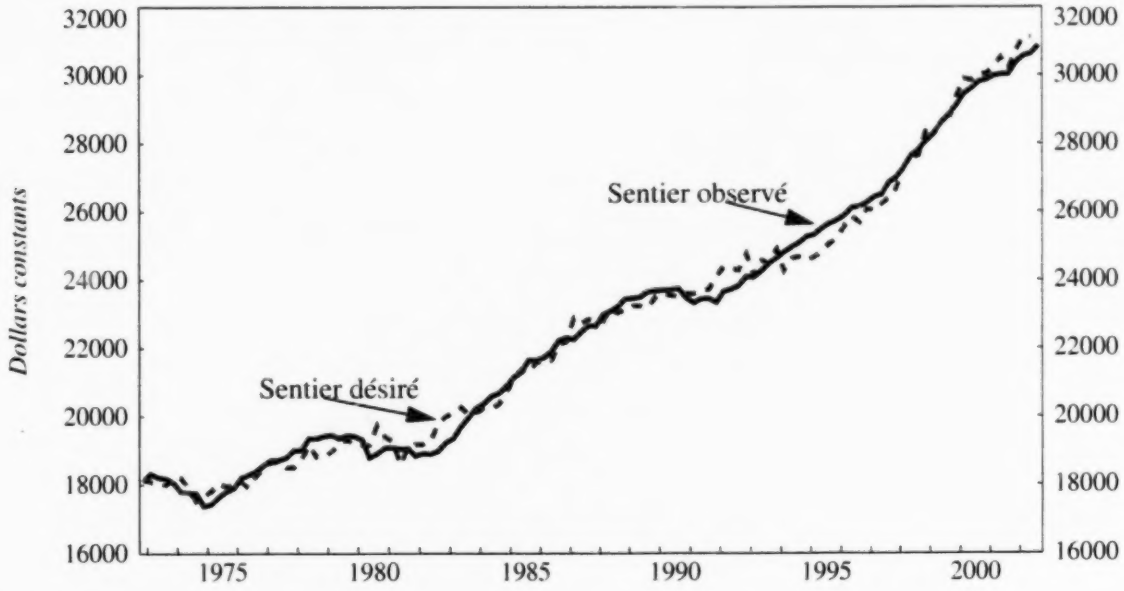


Annexe B : Sentiers observés et sentiers désirés

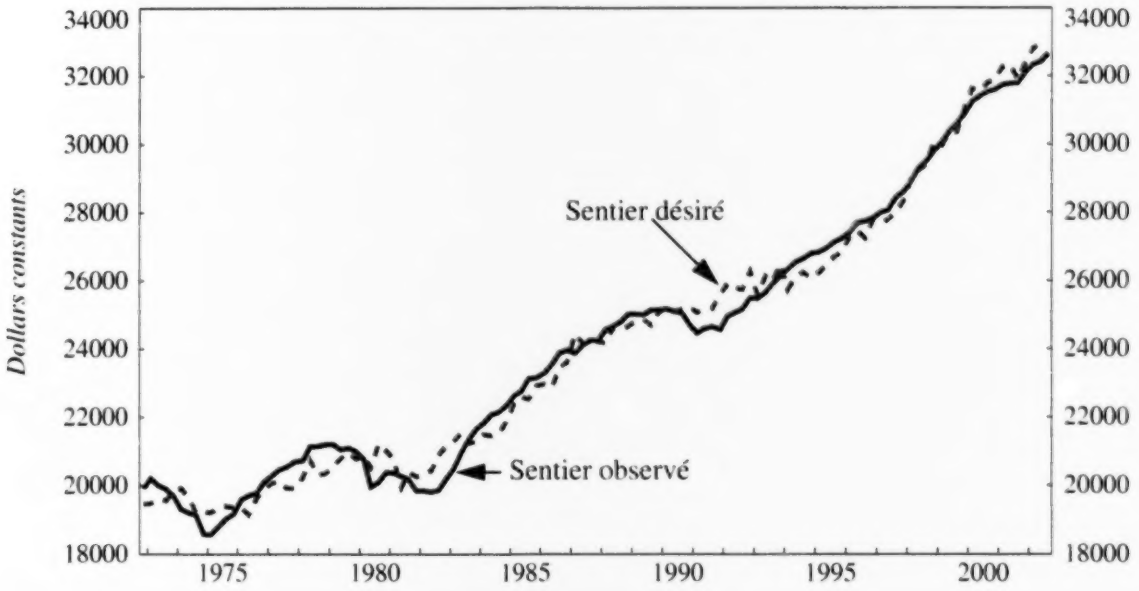
Graphique B1 : Croissance de la consommation et des dépenses des ménages



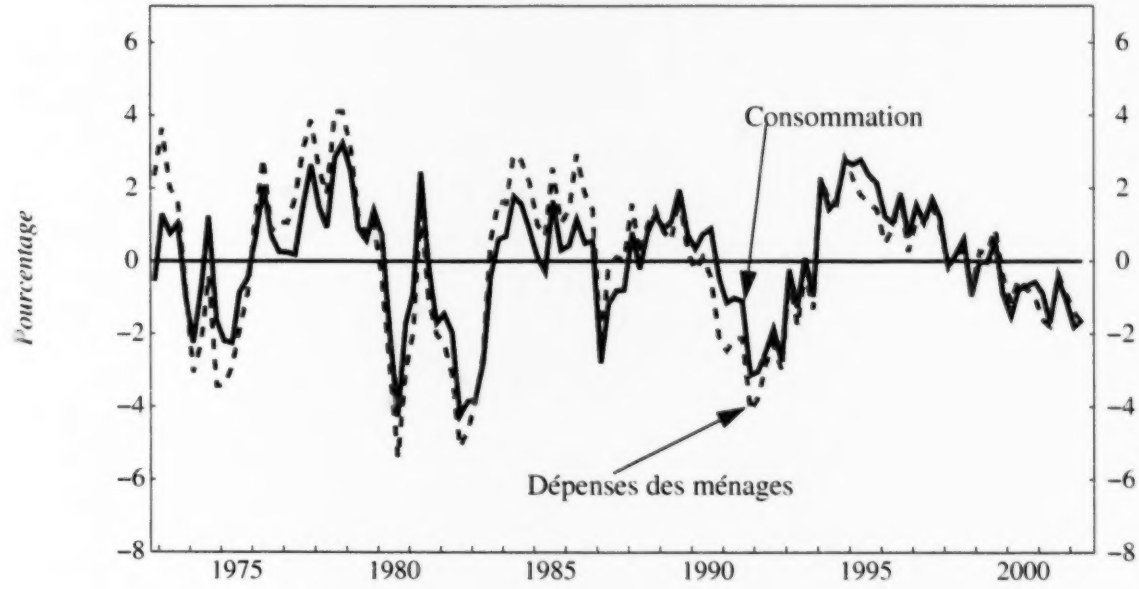
Graphique B2 : Sentier observé et sentier désiré de la consommation par habitant



Graphique B3 : Sentier observé et sentier désiré des dépenses des ménages par habitant

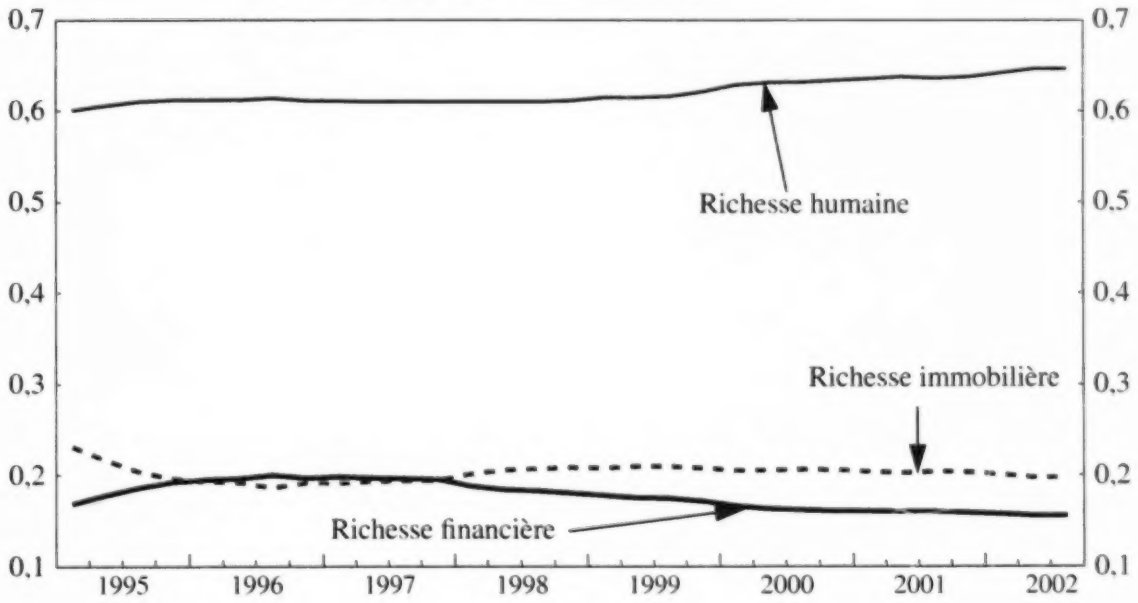


Graphique B4 : Écart entre le sentier observé et le sentier désiré

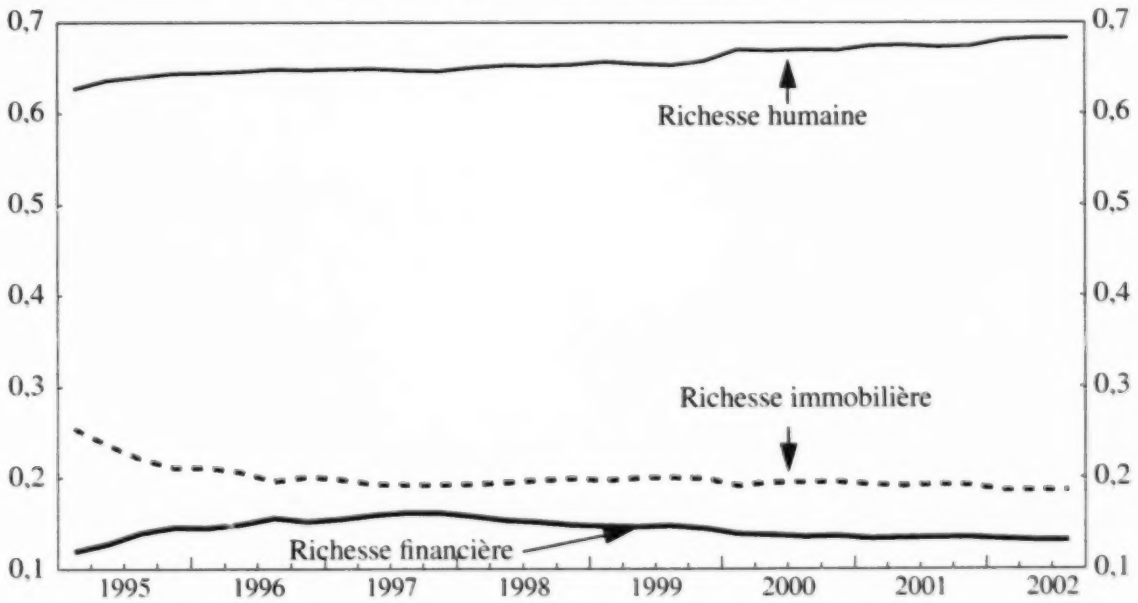


Annexe C : Stabilité des paramètres des sentiers désirés

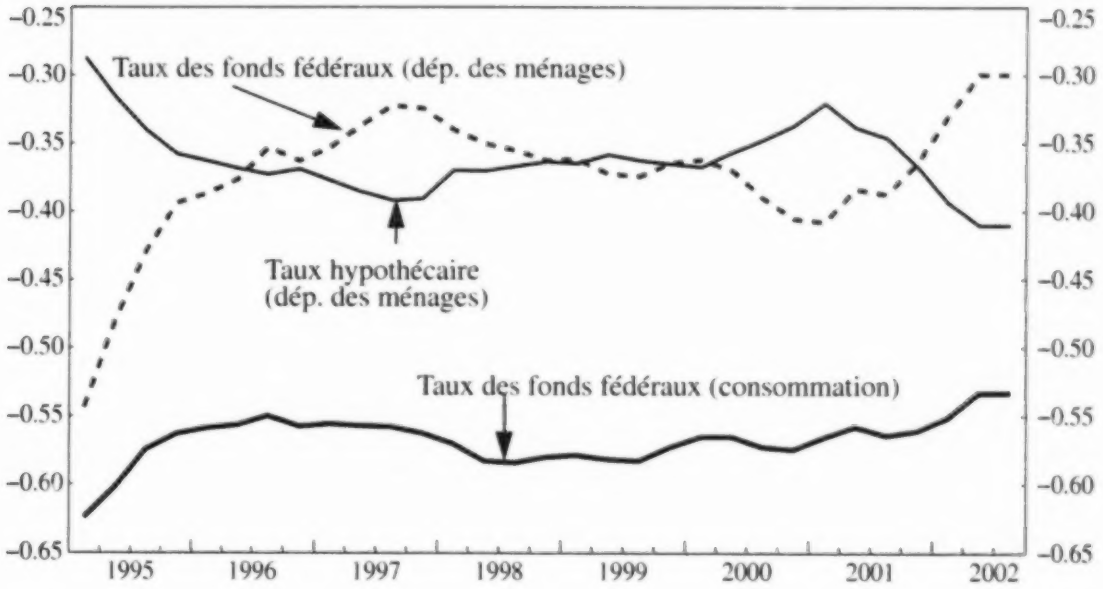
Graphique C1 : Consommation



Graphique C2 : Dépenses des ménages

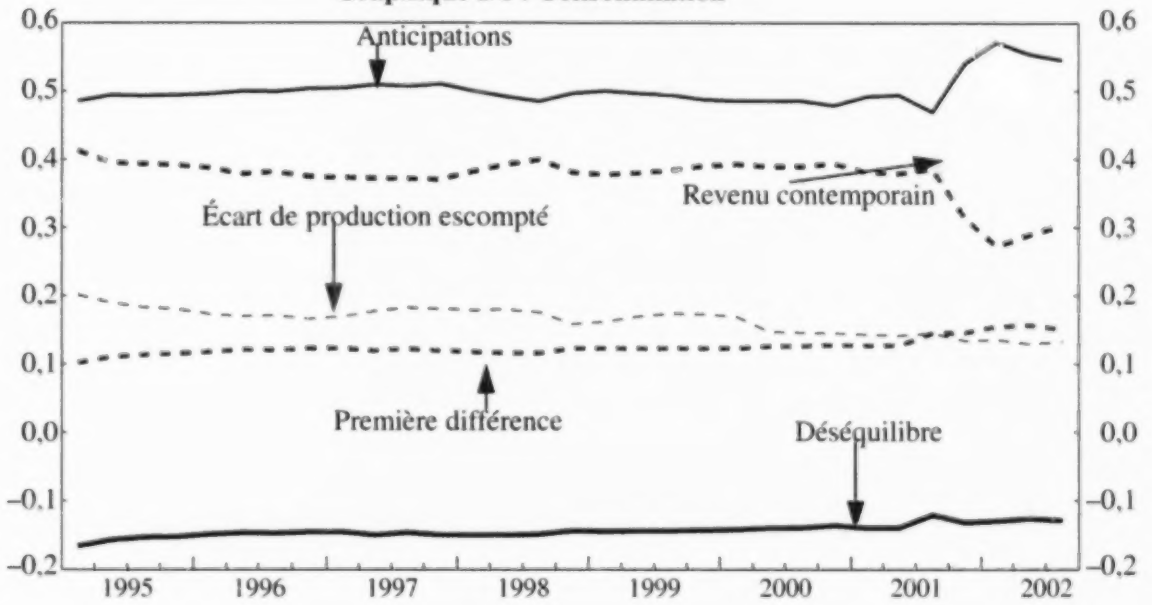


Graphique C3 : Stabilité des paramètres des taux d'intérêt au sein des sentiers désirés de la consommation et des dépenses des ménages

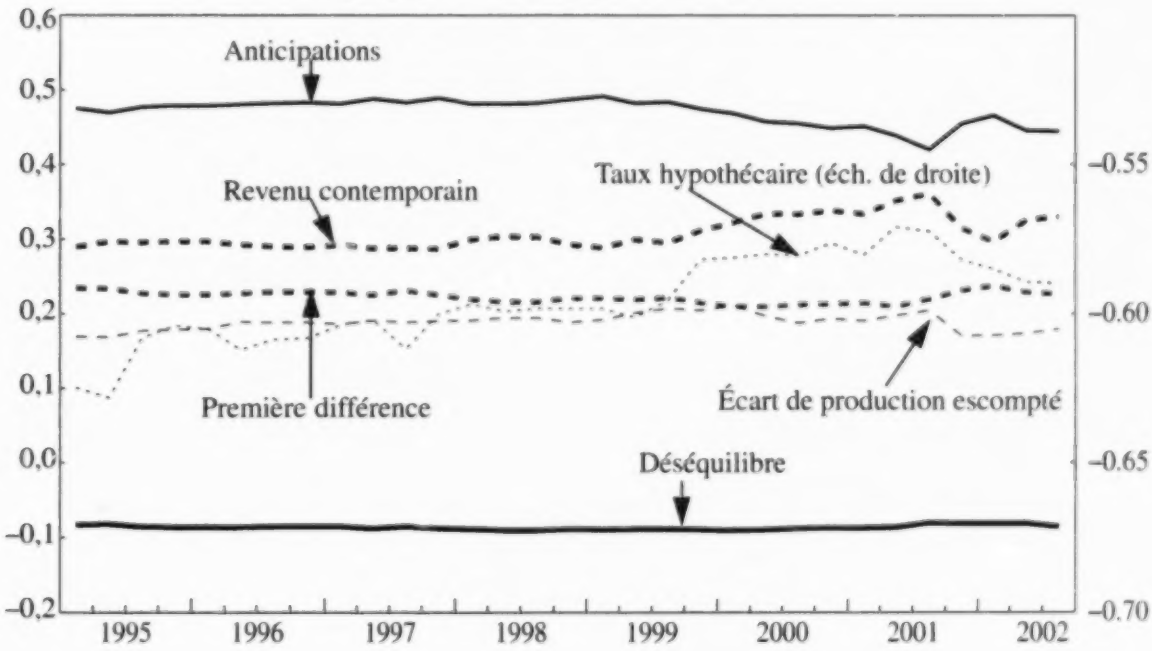


Annexe D : Stabilité des paramètres des équations dynamiques du PAC

Graphique D1 : Consommation

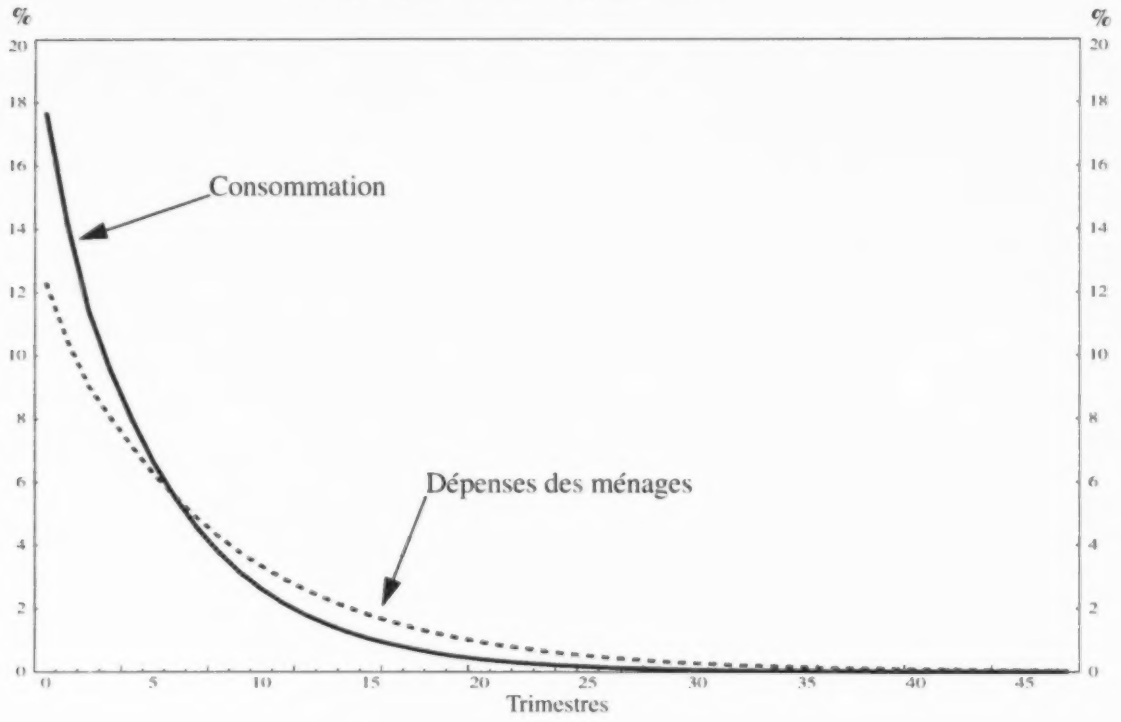


Graphique D2 : Dépenses des ménages



Annexe E : Décomposition du terme des anticipations prospectives

Graphique E1 : Poids prospectifs[2]



2. Exprimés en pourcentage du poids total accordé aux anticipations

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2003

2003-12	The Macroeconomic Effects of Military Buildups in a New Neoclassical Synthesis Framework	A. Paquet, L. Phaneuf, et N. Rebei
2003-11	Collateral and Credit Supply	J. Atta-Mensah
2003-10	A Stochastic Simulation Framework for the Government of Canada's Debt Strategy	D.J. Bolder
2003-09	Bank Lending, Credit Shocks, and the Transmission of Canadian Monetary Policy	J. Atta-Mensah et A. Dib
2003-08	Comparing Alternative Output-Gap Estimators: A Monte Carlo Approach	A. Rennison
2003-07	Testing the Stability of the Canadian Phillips Curve Using Exact Methods	L. Khalaf et M. Kichian
2003-06	Valuation of Canadian- vs. U.S.-Listed Equity: Is There a Discount?	M.R. King et D. Segal
2003-05	Shift Contagion in Asset Markets	T. Gravelle, M. Kichian et J. Morley
2003-04	Are Distorted Beliefs Too Good to be True?	M. Misina
2003-03	Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain	R. Lalonde et P. Sabourin
2003-02	Managing Operational Risk in Payment, Clearing, and Settlement Systems	K. McPhail
2003-01	Banking Crises and Contagion: Empirical Evidence	E. Santor

2002

2002-42	Salaire réel, chocs technologiques et fluctuations économiques	D. Tremblay
2002-41	Estimating Settlement Risk and the Potential for Contagion in Canada's Automated Clearing Settlement System	C.A. Northcott
2002-40	Inflation Changes, Yield Spreads, and Threshold Effects	G. Tkacz
2002-39	An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth	F. Vitek

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca